

# 机构投资者、波动性和股票收益\*

## 基于沪深A股股票市场的实证研究

刘建徽 陈习定 张芳芳 谢家智

**内容提要** 本文以2003—2011年沪深A股为样本,考察机构投资者对股市波动性及股票收益的影响。本文研究结果表明:(1)机构投资者持股比例的提高加剧了股票的波动,但股票波动加剧并不会吸引更多的机构投资者;(2)机构投资者持股比例提高会增加当期股票收益,机构投资者持股比例的净增加会显著提高下期股票收益率;(3)机构投资者持股比例较高的资产组合当期夏普比率较高,但机构投资者持股比例较高的资产组合下期夏普比率较低。

**关键词** 机构投资者 波动性 股票收益

### 一、引言

机构投资者是否起到了稳定股市的作用,一直是国际金融学界长期争论的问题之一。长期以来,中国以散户为主的投资者结构被认为是导致股市出现大幅波动和投机行为的主要原因。2001年中国证券监管当局提出了“超常规发展机构投资者”的发展思路,试图依靠机构投资者来稳定股市。与机构投资者大发展伴随而来的一个问题就是,机构投资者到底是稳定了市场还是加剧了市场的波动?不同的研究者给出了各种不同的结论。

Zweig(1973)提出机构投资者是“聪明的货币”(smart money)持有者,他们能够抵消个人投资者的非理性交易从而稳定资产价值。较少的噪音交易以及机构投资者的投资行为使机构投资者控制的股票呈现出更低的波动性。Badrinath、Gay和Kale(1989)认为机构投资者对于某一个上市公司的股

票的持股比例与该股票风险即波动率之间的关系应该是负向的,因为进行投资组合的经理会增持风险较低的股票而减持风险较高的股票,从而避免在个股上出现大的损失。Hirshleifer、Subrahmanyam和Titman(1994)提出了部分知情机构投资者先于其他交易者得到信息的两期模型,认为知情机构投资者的逆向交易倾向在一定情况下有利于股价稳定。一些学者认为相对于个人投资者,机构投资者更容易受到“羊群行为”(herd behavior)的影响,这种“羊群行为”可能会加速价格的变化并进而增加收益波动性。但是Lakonishok、Shleifer和Vishny(1994)指出,机构投资者的“羊群行为”并不必然会导致波动性的增加。如果机构投资者买入价值被低估的股票,同时卖出价值被高估的股票,这种“羊群行为”和个人投资者的非理性交易相互抵消,会促使股价趋于内在价值,从而减小市场波动。Faugere和Shawky(2003)认为当股市处于下跌趋势中,机构投资者比个人投资者更偏好收益率波动较低的股票。在支持机构投资者能够稳定价格波动方面,代表性的实证文献有Lakonishok、Shleifer和Vishny(1991)、Wermers(1999)、Cohen等(2002)、Barber和Odean(2003)、Bohl和Brzeszczynski(2004)等。

然而,DeLong、Shleifer、Summer和Waldmann(1990)建立的理论模型指出:由于股票市场上存在正反馈交易者,使理性投资者无法发挥原有稳定股价的功能,并且可能造成市场更加不稳定。而机构投资者就有可能在股票市场上扮演正反馈交易者的角色,从而加剧市场波动。Sias(1996)认为被机构投资者持股比例较高的股票可能会显示较大的收益波动

\*本文为国家杰出青年科学基金项目(批准号:70825003)、国家社会科学基金重点项目(批准号:07AJL002)、国家社科基金重点项目(批准号:12AGL008)、西南大学中央高校基本科研项目(批准号:SWU1209359和SWU1209390)和厦门大学中央高校基本科研业务费项目(批准号:2009ZK1007)的研究成果。

性。因为股票收益的高波动性可能会吸引机构投资者,机构投资者关注度的增加可能会导致波动性的增加。与个人投资者相比,机构投资者倾向于大笔交易,从而导致更大的波动性。另外,机构投资者可能会参与噪音交易。例如,一个缺乏信息的机构投资者为了向客户证明自己消息灵通而可能会去进行噪音交易(Trueman, 1988)。Gabaix、Gopikrishnan、Plerou和Stanley(2003)建立了在相对非流动性的市场中,大投资者交易会引引起过度波动的理论模型。支持机构投资者增加股价波动的实证文献也有很多,例如Sias和Starks(1997),Sias、Starks和Titman(2001),Dennis和Strickland(2002),Chang和Sen(2005)等。

在国内,伴随着机构投资者的跨越式发展,大量关于机构投资者对股价波动影响的实证文献开始涌现。祁斌等(2006)以2001年到2004年间在上交所上市的所有A股的日交易数据为研究对象,认为中国股票市场上机构投资者具有稳定市场的功能。胡大春和金赛男(2007)采用动态面板数据模型对1999年到2004年中国A股市场进行了分析,认为随着基金提高其持股比例,其对应的股票收益的波动率减小,从而起到了一定的稳定股市的作用。与此同时,一部分学者提供了其他证据。何基报和王霞(2005)以2003年到2005年12个季度证券投资基金的数据作为样本,实证结果表明机构投资者与稳定市场之间没有必然的联系,在其他因素给定的情况下,股价波动的大小是市场中投资者结构的非线性函数,不能直接得出机构投资者一定能够稳定市场的结论。宋冬林等(2007)以2004年第二季度到2006年第三季度为考察周期,研究发现在市场整体下降或盘整时期,机构持股比例越高则市场波动率越低,而在市场快速拉升时期,机构持股比例越高的股票其市场波动率也越高。蔡庆丰和宋友勇(2010)利用2004年第二季度到2008年第一季度的数据和面板数据模型来研究中国基金业跨越式发展对市场波动率的影响。实证研究发现基金业的跨越式发展并没有促进市场的稳定和理性,反而加剧了机构重仓股的波动。

国内对于机构投资者与市场波动性之间关系的研究存在以下三个方面的问题。第一是回归方法的选择。胡大春和金赛男(2007)、蔡庆丰和宋友勇(2010)等认为运用Fama-MacBeth回归方法(Fama和MacBeth, 1973)很难得到两者之间的确切关系,因此

使用面板数据模型来估计两者之间的关系,这是不恰当的。Loughran和Ritter(1996)的研究表明面板数据回归会混淆金融数据横截面与时间序列上的统计意义的类型,因此使用Fama-MacBeth回归方法是最恰当的,这也是国外主流文献的估计方法(如Sias, 1996; Gompers和Metrick, 2001等)。第二是样本时间较短(以季度为单位)。由于2003年底才有对机构投资者季度持股比例的详细统计,因此既有研究往往都是从2003年开始的,这使得样本时间较短。因此即使使用Fama-MacBeth回归方法,但由于观测样本较少,回归结果的可靠性仍较低。第三是国内的实证文献集中在机构投资者与市场波动性之间关系的研究,而忽略了机构投资者与股票收益之间关系的研究。研究机构投资者与股票收益之间的关系可以更清楚地了解机构投资者与市场波动性之间的关系,并进一步评估机构投资者的绩效。

针对上述问题,本文的主要贡献体现在以下几个方面。首先,本文将严格运用Fama-MacBeth回归方法来考察机构投资者与市场波动性之间的关系。其次,本文将样本扩展为2003年第四季度—2011年第三季度(一共32个季度)的沪深A股数据,这将增强实证结果的说服力。第三,本文还探究了机构投资者与股票收益之间的关系并评估各资产组合(按机构投资者持股比例划分)的投资绩效,这在一定意义上填补了国内这一研究领域的空白。

本文研究结果表明:(1)机构投资者持股比例的提高加剧了股票的波动,但股票波动加剧并不会吸引更多的机构投资者;(2)机构投资者持股比例提高会增加当期股票收益,机构投资者持股比例的净增加会显著提高下期股票收益率;(3)机构投资者持股比例较高的资产组合当期夏普比率较高,但机构投资者持股比例较高的资产组合下期夏普比率较低。本文的基本框架如下:第二部分是样本选择、变量定义和相关系数;第三部分是机构投资者发展历程的简单介绍;第四部分是实证分析结果;第五部分是结论。

## 二、样本选择、变量定义和相关系数

### (一)样本选择

本文选取的股票样本为在上海证券交易所和

深圳证券交易所上市的A股股票。本文机构投资者的持股比率的数据来源于上海万德资讯科技有限公司提供的WIND数据库,其他数据均来源于国泰安信息技术公司的中国股票市场研究数据库(CSMAR)。沿用Gompers和Metrick(2001)的样本选取方法,本文以季度为单位采集样本。样本时间段从2003年第四季度到2011年第三季度,一共有32个横截面。

## (二)变量定义

首先是机构投资者持股比例(IO)。机构投资者是一个比较宽泛的概念,共同基金、保险基金、养老基金等各类公司型基金是美国机构投资者的主体。而在中国,机构投资者包括证券投资基金、社保基金、养老基金、QFII、QDII和大型的私募机构等,其中证券投资基金最具代表性。与Gompers和Metrick(2001)一样,本文将所有的机构投资者视为一个整体,因此机构投资者持股比例的计算公式为季末所有机构持有该股股份总数与季末该股流通股总股数之比。如果一只股票没有被任何机构投资者持有,则令机构投资者持股比例为零。股票的当期收益率(Return),即考虑分红的季度收益回报率。股票收益的波动率(Vola),以一个季度内的所有周收益率的标准差来表示。

根据Sias(1996)、Gompers和Metrick(2001),上市公司的其他特征(如谨慎性特征、流动性以及过

去的收益率等)可能也会影响机构投资者持股比例、股票的收益率及股票的波动率。参照Gompers和Metrick(2001),本文考虑以下几种特征:(1)公司规模大小(Size):上市公司的流通总市值。(2)账面市值比(B/M):其中账面价值为该年度年末账面价值,市值为第二年4月底公司的总市值。(3)价格(Price):每股股票季末收盘价。(4)公司上市时长(Age):公司公开上市的月份数。(5)前3个月股票收益(Mom<sub>-3,0</sub>):前3个月考虑分红的收益回报率。(6)前12月至前3月股票收益(Mom<sub>-12,-3</sub>):前12月至前3月这9个月考虑分红的收益回报率。(7)换手率(Turnover):季度内该股票的交易数量与流通股数量的比值。

由于机构投资者持股比例用百分数来表示,为了减少各变量量纲对实证结果的影响,其他变量采用百分数或者自然对数来测度,因此除了机构投资者持股比例、股票的当期收益率、前3个月股票收益(Mom<sub>-3,0</sub>)和前12月至前3月股票收益(Mom<sub>-12,-3</sub>),其他所有变量均取自然对数。根据上面所定义的变量,最后得到的季度观测数为47069条,包含的上市公司的总数目为2226个。以上各变量的横截面相关系数如表1所示。

## (三)相关系数

先算出每个季度各变量两两之间的简单相关系数,然后再取32个季度的均值。表1报告的正是

表1 横截面相关系数

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	IO	Return	Vola	B/M	Size	Turnover	Price	Mom <sub>-3,0</sub>	Mom <sub>-12,-3</sub>	Age
IO	1									
Return	0.0331*	1								
Vola	-0.0410*	0.2297*	1							
B/M	-0.3460*	-0.2808*	-0.2750*	1						
Size	0.6274*	0.0955*	-0.0207*	-0.3310*	1					
Turnover	-0.2175*	0.3738*	0.5028*	-0.3331*	-0.0661*	1				
Price	0.4243*	0.1898*	0.0702*	-0.3681*	0.4707*	0.2040*	1			
Mom <sub>-3,0</sub>	0.0484*	0.0863*	0.0836*	-0.2391*	0.1466*	0.2451*	0.2249*	1		
Mom <sub>-12,-3</sub>	0.0958*	0.1483*	0.2465*	-0.2916*	0.2639*	0.2335*	0.4006*	0.0911*	1	
Age	0.1305*	0.0493*	0.0635*	-0.2168*	0.2090*	-0.1615*	-0.3106*	0.0647*	0.0800*	1

注:表格中的数值为各变量的横截面相关系数,计算程序为先算出每个季度各变量两两之间的简单相关系数,然后再取32个季度的均值。除IO、Return、Mom<sub>-3,0</sub>和Mom<sub>-12,-3</sub>其他所有变量均取自然对数;\*表示在10%的水平显著不为零。



32个季度相关系数的均值。本文重点关注第(1)列,即机构投资者持股比例与其他变量之间的相关系数。可以看到在10%的显著性水平,各变量之间的简单相关系数均显著不为零。同时还可以看到机构投资者持股比例与当期投资收益、公司规模大小、季末收盘价、前3个月股票收益、前12月至前3月股票收益以及公司上市时长正相关,而与收益波动性、公司账面市值比以及换手率负相关。但是正如下文所看到的那样,这并不意味着机构投资者持股比例越高股票的收益波动性越小,因为简单相关系数没有控制上市公司的其他特征,从而使两者之间的关系面临着潜在的遗漏变量的问题。这正是下面第四部分实证分析部分所重点关注的。

### 三、机构投资者发展历程

图1给出了自2003年第四季度到2011年第三季度中国机构投资者的发展历程。R1为机构投资者持股总市值与流通总市值之比,R2为机构投资者持股总市值与总市值之比,R3为机构投资者净流入总市值与流通总市值之比。机构投资者净流入总市值的计算公式如下:

$$Inflows_i = (size_{i,t-1} * \Delta IO_{i,t}) \quad (1)$$

其中  $t$  为第  $t$  季度,  $i$  为  $i$  公司,  $Inflows_i$  为机构投资者第  $t$  季度净流入总市值,  $size_{i,t-1}$  为  $i$  公司第  $t-1$  季度末的总市值,  $\Delta IO_{i,t}$  为  $i$  公司第  $t$  季度机构投资者持股比例与第  $t-1$  季度机构投资者持股比例的差分。

从图1可以看出,自2003年第四季度到2011年第三季度机构投资者对市场影响的力度明显在上升。机构投资者持股总市值与流通总市值的比值R1,从2004年第一季度最低的4.28个百分点上升到2011年第二季度最高的65.52个百分点。机构投资者持股总市值与总市值的比值R2也从2004年第一季度最低的1.28个百分点上升到2011年第二季度的49.87个百分点。

机构投资者净流入总市值与流通总市值的比值R3的最大值为2007年第四季度的10.27个百分点,最小值为2008年第一季度的-11.82个百分点。机构投资者净流入最高的季度(2007年第四季度)

恰好是大牛市的顶点(2007年10月16日,上证指数达6124点,为A股历史最高纪录)出现的季度,而机构投资者净流出最高的季度(2008年第一季度)恰好是大牛市的顶点出现后的第一个季度(大盘从5272点急速下跌1800点至3472点)。与DeLong、Shleifer、Summer和Waldmann(1990)在理论模型中描述的一样,中国的机构投资者在股票市场上扮演正反馈交易者的角色(即通常所说的“追涨杀跌”),不但没有起到稳定股市的作用,反而加剧了市场的波动,这也部分印证了蔡庆丰和宋友勇(2010)的实证结论。

值得注意的是,机构投资者净流入总市值与流通总市值的比值R3呈锯齿形波动,如果这个季度是净流入(净流出),那么下个季度就一定是净流出(净流入),无论是在牛市、熊市和牛皮市。这可能有以下两个方面的原因:首先是证监会对机构投资者的仓位有要求,机构投资者的净流入或净流出是迎合监管的需要;其次可能是因为机构投资者更关注近期业绩而不是长期的投资回报率(Lakonishok、Shleifer和Vishny,1994)。无论是哪方面的原因,机构投资者净流入的大幅波动毫无疑问会增加股价的波动性。

因此综合图1,可以看到虽然自2004年第一季度到2011年第三季度机构投资者对市场影响的力度明显在上升,但2001年中国证券监管当局试图依靠机构投资者来稳定股市的初衷并没有实现。

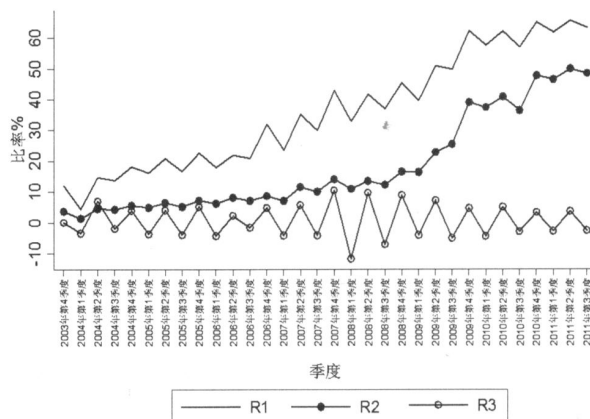


图1 机构投资者对市场影响的变化

注 R1为机构投资者持股总市值与流通总市值之比,R2为机构投资者持股总市值与总市值之比,R3为机构投资者净流入总市值与流通总市值之比。

## 四、实证结果

### (一)机构投资者持股比例对收益波动性的影响

参照 Sias(1996)、Gompers 和 Metrick(2001)等研究机构投资者的文献,本文首先来考察机构投资者对收益波动性的当期影响。回归模型如下:

$$Vol_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 IO_{i,t} + r_i X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中  $i$  代表各公司,  $t$  代表季度,  $Vol_{i,t}$  为公司  $i$  在  $t$  期收益的波动性,  $IO_{i,t}$  和  $X_{i,t}$  分别为公司  $i$  在  $t$  期的机构投资者持股比例和其他公司特征变量(如账面市值比、公司规模、换手率等)。 $\varepsilon$  为随机扰动项。

表2给出了机构投资者对收益波动性的当期影响的 Fama-MacBeth 回归结果。第(1)列为全样本,样本规模从2003年第四季度的890个公司到2010年第

表2 机构投资者对收益波动性的当期影响

	全样本	高机构投资者净流入	低机构投资者净流入
	(1)	(2)	(3)
Constant	-4.2961*** (-20.54)	-4.2892*** (-17.11)	-4.4693*** (-24.54)
IO	0.0025*** (7.32)	0.0022*** (5.04)	0.0023*** (6.48)
B/M	-0.0422*** (-8.69)	-0.0407*** (-7.28)	-0.0437*** (-7.19)
Size	-0.0206** (-2.27)	-0.0213* (-2.05)	-0.0087 (-1.04)
Turnover	0.2451*** (17.33)	0.2453*** (15.13)	0.2427*** (17.63)
Price	0.0066 (0.40)	0.0091 (0.47)	0.0287* (1.81)
Mom <sub>-3,0</sub>	-0.0471 (-0.89)	-0.0612 (-1.09)	0.0325 (0.57)
Mom <sub>-12,-3</sub>	-0.0030 (-0.10)	-0.0095 (-0.32)	0.0224 (0.73)
Age	0.0427*** (5.01)	0.0439*** (4.63)	0.0375*** (4.12)

注:因变量为当期收益波动性  $Vol_{i,t}$ ,括号里的数值为  $t$  统计量;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平显著,第(1)列为全样本,第(2)列为高机构投资者净流入样本,第(3)列为低机构投资者净流入样本。

三季度的1435个公司。第(2)列和第(3)列分别为高机构投资者净流入样本(当季度机构投资者净流入总市值与流通总市值比值的前50%)和低机构投资者(当季度机构投资者净流入总市值与流通总市值比值的后50%)。

首先来看第(1)列。与 Sias(1996)在美国股市一样,在控制了公司规模和其他特征后,机构投资者持股比例与当期的收益波动性显著正相关。在所有的28个横截面中,IO的系数只在1个季度的回归系数为负,在其他27个横截面均显著为正。这表明机构投资者持股比例越高,当期公司收益的波动性越高。第(1)列回归结果还表明公司账面市值比较高的股票(价值股)的波动性较低,而账面市值比较低的股票(成长股)的波动性较高。第(1)列同时表明公司规模越大,收益波动性越低,这与很多实证文献的研究结论是一致的(如 Sias,1996)。第(1)列还表明股票的换手率和上市时长与公司的波动性成正比。

第(2)列和第(3)列的回归结果与第(1)列差别不大,这表明无论是在高机构投资者净流入股票(当季度净流入总市值与流通总市值比值的前50%)还是低机构投资者净流入股票(当季度净流入总市值与流通总市值比值的后50%),机构投资者持股比例越高,股票当期的收益波动性越大。

接下来考察机构投资者对收益波动性的跨期影响,参照 Sias(1996)将(2)式修改如下:

$$Vol_{i,t+1} = \alpha_i + \lambda_i Vol_{i,t} + \beta_1 IO_{i,t} + r_i X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中  $i$  代表各公司,  $t$  代表季度,  $Vol_{i,t+1}$  为公司  $i$  在  $t+1$  期收益的波动性,其他各符号含义与(2)式一致。

表3给出了机构投资者持股比例对收益波动性的跨期影响的 Fama-MacBeth 回归结果。第(1)列和第(4)列为全样本,第(2)列和第(5)列为高机构投资者净流入样本,第(3)列和第(6)列为低机构投资者净流入样本。第(1)列表明在控制了公司规模和其他特征后,机构投资者持股比例与下期的收益波动性显著正相关,本文的实证结果与 Sias(1996)对美国股票市场的实证结果是一致的,即机构投资者的涌入容易导致股票的波动性增加。

那么,机构投资者持股比例究竟是如何影响下期的收益波动性的呢?表3第(4)列将机构投资者持股比例(IO<sub>t</sub>)拆成当期机构投资者持股比例净增加

表3 机构投资者持股比例对收益波动性的跨期影响

	全样本	高机构投资者净流入	低机构投资者净流入	全样本	高机构投资者净流入	低机构投资者净流入
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Constant	-2.0253*** (-12.88)	-2.1105*** (-12.72)	-1.8524*** (-9.70)	-2.0101*** (-12.72)	-2.0616*** (-11.54)	-1.8762*** (-10.13)
Vola <sub>it</sub>	0.2401*** (12.99)	0.2394*** (10.57)	0.2256*** (13.19)	0.2323*** (12.44)	0.2351*** (10.12)	0.2245*** (13.26)
IO <sub>it</sub>	0.0009*** (3.98)	0.0010*** (3.41)	0.0003 (0.81)			
ΔIO <sub>it</sub>				0.0012** (2.45)	0.0016*** (2.86)	0.0007 (1.14)
IO <sub>it-1</sub>				0.0009*** (2.90)	0.0012** (2.12)	0.0004 (0.92)
B/M <sub>it</sub>	-0.0475*** (-7.12)	-0.0484*** (-6.61)	-0.0429*** (-5.20)	-0.0467*** (-6.59)	-0.0496*** (-6.42)	-0.0430*** (-5.26)
Size <sub>it</sub>	-0.0317*** (-3.64)	-0.0238*** (-3.09)	-0.0438*** (-3.71)	-0.0348*** (-3.90)	-0.0293*** (-3.58)	-0.0429*** (-3.75)
Turnover <sub>it</sub>	0.0686*** (7.33)	0.0703*** (6.51)	0.0563*** (5.56)	0.0690*** (7.63)	0.0741*** (6.73)	0.0573*** (5.72)
Price <sub>it</sub>	0.0164 (1.25)	0.0149 (0.96)	0.0238 (1.66)	0.0159 (1.10)	0.00700 (0.41)	0.0240 (1.59)
Mom <sub>it(-3,0)</sub>	-0.00517 (-0.19)	-0.0204 (-0.80)	0.0315 (0.78)	0.0163 (0.54)	0.00859 (0.26)	0.0317 (0.78)
Mom <sub>it(-12,-3)</sub>	-0.00932 (-0.52)	-0.0230 (-1.14)	0.0248 (0.85)	-0.00203 (-0.10)	-0.0291 (-1.32)	0.0249 (0.85)
Age <sub>it</sub>	0.0206*** (3.43)	0.0149 (1.57)	0.0213*** (2.83)	0.0220*** (3.61)	0.0190* (1.96)	0.0217*** (2.83)

注：因变量为下一期的收益波动性 Vola<sub>it+1</sub>，括号里的数值为t统计量；\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%、10%的水平显著；第(1)列和第(4)列为全样本，第(2)列和第(5)列为高机构投资者净流入样本，第(3)列和第(6)列为低机构投资者净流入样本。

(ΔIO<sub>it</sub>)和上期机构投资者持股比例(IO<sub>it-1</sub>)两个部分。可以看到，ΔIO<sub>it</sub>和IO<sub>it-1</sub>均会增加下期股票的波动性，但当期机构投资者持股比例净增加(ΔIO<sub>it</sub>)对下期收益波动性的影响要更大。

再来看第(2)列高机构投资者净流入样本，发现机构投资者持股比例与下期股票波动性显著正相关。与全样本相比，机构投资者持股比例的系数要更大。第(5)列无论是当期机构投资者持股比例净增加(ΔIO<sub>it</sub>)还是上期机构投资者持股比例(IO<sub>it-1</sub>)均与下期股票波动性显著正相关，而且系数的规模要比全样本大。第(5)列同时也表明，与IO<sub>it-1</sub>相比，ΔIO<sub>it</sub>对下

期收益波动性的影响要更大。

接下来看第(3)列和第(6)列(低机构投资者净流入样本)，虽然IO<sub>it</sub>、ΔIO<sub>it</sub>和IO<sub>it-1</sub>均与下期股票波动性正相关，但并不显著。对比高净流入样本和低机构投资者净流入样本，可以发现机构投资者的羊群行为会加剧下期股票的波动性。

综合表2和表3，可以发现机构投资者持股比例较高的公司，当期和下期的收益波动性也较高，这在高机构投资者净流入样本表现得更为显著。我们的结果印证了Sias(1996)，Sias和Starks(1997)，Sias、Starks和Titman(2001)，Dennis和Strickland(2002)以

及Chang和Sen(2005)等的研究结论。

## (二)收益波动性对机构投资者持股比例的影响

虽然上节已经确认机构投资者持股比例上升会增加股票当期的收益波动性,但并不能排除两者之间可能存在着互为因果的关系,即机构投资者可能偏好高风险的股票。因此参照Sias(1996),本节来考察收益波动性对机构投资者持股比例的跨期影响。回归模型如下:

$$IO_{i,t+1} = \alpha_i + \lambda_i IO_{i,t} + \beta_i Vol_{i,t} + r_{i,t} X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中 $i$ 代表各公司, $t$ 代表季度, $IO_{i,t+1}$ 为公司 $i$ 在 $t+1$ 期机构投资者的持股比例,其他各符号含义与

(2)式一致。

表4给出了收益波动性对机构投资者持股比例的跨期影响的Fama-MacBeth回归结果。第(1)列和第(4)列为全样本,第(2)列和第(5)列为高机构投资者净流入样本,第(3)列和第(6)列为低机构投资者净流入样本。第(1)列表明在控制了公司规模和其他特征后,收益波动性与下期机构投资者持股比例与负相关,但不显著。这与Del Guercio(1996)所描述的一样,基于谨慎性的考虑,低风险的股票更能吸引机构投资者。

表4第(4)列将收益波动性( $Vola_t$ )拆成当期收益

表4 收益波动性对机构投资者持股比例的跨期影响

	全样本	高机构投资者净流入	低机构投资者净流入	全样本	高机构投资者净流入	低机构投资者净流入
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Constant	14.2016** (2.45)	13.4053** (2.23)	13.9327 (1.46)	13.1857** (2.09)	13.3821* (2.00)	10.7743 (1.13)
$IO_t$	0.7941*** (24.90)	0.7707*** (24.98)	0.8933*** (37.60)	0.8082*** (28.29)	0.7814*** (28.39)	0.8918*** (37.47)
$Vola_t$	-0.2171 (-0.41)	-0.0231 (-0.04)	-0.8323 (-1.33)			
$\Delta Vola_t$				-0.0789 (-0.14)	0.0919 (0.15)	-0.594 (-0.93)
$Vola_{t-1}$				-1.3322** (-2.28)	-0.9541 (-1.54)	-1.8350** (-2.50)
B/M <sub>t</sub>	-0.9707*** (-4.74)	-1.0972*** (-4.43)	-0.9006*** (-4.38)	-1.1724*** (-7.24)	-1.3217*** (-6.22)	-0.9243*** (-4.53)
Size <sub>t</sub>	0.4774* (1.81)	0.4559* (1.90)	-0.02137 (-0.05)	0.3451 (1.25)	0.2904 (1.12)	-0.0066 (-0.02)
Turnover <sub>t</sub>	-1.7166*** (-4.82)	-0.9843*** (-3.90)	-1.7072*** (-3.49)	-1.5645*** (-4.47)	-0.8001*** (-2.99)	-1.6170*** (-3.42)
Price <sub>t</sub>	2.5229*** (3.13)	1.5334* (1.88)	3.3293*** (5.97)	2.5461*** (3.13)	1.4955* (1.79)	3.2742*** (6.04)
Mom <sub>(-3,0)</sub> <sub>t</sub>	0.6143 (0.60)	0.3252 (0.48)	0.2636 (0.23)	0.7388 (0.70)	0.5616 (0.72)	0.5423 (0.47)
Mom <sub>(-12,-3)</sub> <sub>t</sub>	-0.0404 (-0.11)	-0.0692 (-0.14)	-0.2333 (-0.57)	-0.0755 (-0.21)	-0.0732 (-0.15)	-0.2032 (-0.48)
Age <sub>t</sub>	-0.4527** (-2.22)	-0.7379*** (-3.82)	0.3230 (1.00)	-0.3214 (-1.61)	-0.6402*** (-3.16)	0.3431 (1.05)

注:因变量为下一期的机构投资者持股比例 $IO_{t+1}$ ,括号里的数值为t统计量;\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的水平显著;第(1)列和第(4)列为全样本,第(2)列和第(5)列为高机构投资者净流入样本,第(3)列和第(6)列为低机构投资者净流入样本。



波动性净增加( $\Delta \text{Vola}_t$ )和上期收益波动性( $\text{Vola}_{t-1}$ )两个部分。可以看到,  $\Delta \text{Vola}_t$ 和 $\text{Vola}_{t-1}$ 均与下期机构投资者持股比例负相关,但只有 $\text{Vola}_{t-1}$ 通过显著性检验。

再来看第(2)列高机构投资者净流入样本,发现股票波动性同样与下期机构投资者持股比例负相关。第(5)列的当期收益波动性净增加( $\Delta \text{Vola}_t$ )与下期机构投资者持股比例正相关,但并不显著。 $\text{Vola}_{t-1}$ 同样与下期机构投资者持股比例负相关,其系数边际显著。

接下来看第(3)列和第(6)列(低机构投资者净流入样本),实证结果与全样本基本一致,只是系数规模更大。

综合前面两节的实证结果可以发现,随着机构投资者持股比例增加,股票的波动性(包括当期和下期)会显著提高。但股票波动性提高并不会显著增加下期机构投资者的持股比例,相反,就全样本而言,股票波动性提高会使得下期机构投资者持股比例下降。这说明不是高风险的股票更能吸引机构投资者,而是机构投资者的进入会使得股票的波动性增加。这与Sias(1996)对美国股票市场的实证结果非常相似。

### (三)机构投资者持股比例对股票收益率的影响

前文已经证实了机构投资者持股比例增加会增加股票收益率的波动性,也就是增加了股票的风险,根据风险收益匹配原理,股票的收益率应该会上升。那么随着机构投资者持股比例的增加,股票的收益率到底有没有上升呢?这正是本节试图证实的问题。

参照Gompers和Metrick(2001),本节首先来考察机构投资者对股票收益率的当期影响。回归模型如下:

$$\text{Return}_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 \text{IO}_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中 $i$ 代表各公司, $t$ 代表季度, $\text{Return}_{i,t}$ 为公司 $i$ 在 $t$ 期的收益率, $\text{IO}_{i,t}$ 和 $X_{i,t}$ 分别为公司 $i$ 在 $t$ 期的机构投资者持股比例和其他公司特征变量(如账面市值比、公司规模、换手率等), $\varepsilon$ 为随机扰动项。

表5给出了机构投资者对股票收益率的当期影响的Fama-MacBeth回归结果。第(1)列为全样本,第(2)列为高机构投资者净流入样本,第(3)列为低机构投资者净流入样本。第(1)列表明在控制了公司规模和其他特征后,机构投资者持股比例与当期的股

票收益率显著正相关。第(1)列还表明股票波动性、公司规模、换手率、季末收盘价和前12月至前3月股票收益与当期的股票收益率显著正相关。而账面市值比和前3个月股票收益率与当期的股票收益率显著负相关。

第(2)列的回归结果与第(1)列差别不大,机构投资者持股比例同样与当期的股票收益率显著正相关,只是机构投资者持股比例的系数规模有所上升。这表明在高机构投资者净流入样本,机构投资者持股比例对当期股票收益率的影响更大。第(3)列的回归结果则表明在低机构投资者净流入样本,机构投资者持股比例同样与当期的股票收益率负相关,但并不显著。总之,表5的回归结果表明机构投资者持股比例提高会提高当期的股票收益率,这在高机构

表5 机构投资者对股票收益率的当期影响

	全样本	高机构投资者净流入	低机构投资者净流入
	(1)	(2)	(3)
Constant	-0.4261** (-2.07)	-0.5847** (-2.73)	-0.3095 (-1.63)
IO	0.0007*** (3.97)	0.0008** (2.49)	-0.0003 (-0.89)
Vola	0.1164*** (2.84)	0.1256*** (3.02)	0.0992** (2.70)
B/M	-0.0205*** (-5.57)	-0.0192*** (-3.42)	-0.0221*** (-8.27)
Size	0.0152** (2.23)	0.0239*** (2.95)	0.0175*** (2.81)
Turnover	0.0714*** (5.08)	0.0777*** (5.60)	0.0467*** (3.60)
Price	0.0831*** (4.08)	0.0993*** (4.87)	0.0816*** (3.96)
Mom <sub>-3,0</sub>	-0.1537*** (-5.85)	-0.1540*** (-4.65)	-0.1445*** (-6.15)
Mom <sub>-12,-3</sub>	0.0406*** (3.45)	0.0467*** (3.51)	0.0349** (2.60)
Age	0.0055 (1.37)	0.0065 (1.27)	0.0006 (0.18)

注:因变量为当期股票收益率;括号里的数值为t统计量;  
\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%、10%的水平显著;  
第(1)列为全样本,第(2)列为高机构投资者净流入样本,  
第(3)列为低机构投资者净流入样本。



投资者净流入样本会更加显著。

本节接下来考察机构投资者对股票收益率的跨期影响,参照Sias(1996)回顾模型如下:

$$Return_{i,t+1} = \alpha_i + \beta_i IO_{i,t} + r_{i,t} X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中  $i$  代表各公司  $t$  代表季度  $Return_{i,t}$  为公司  $i$  在  $t+1$  期的收益率,其他各符号含义与(5)式一致。

表6给出了机构投资者持股比例对股票收益率的跨期影响的Fama-MacBeth回归结果。第(1)列和第(4)列为全样本,第(2)列和第(5)列为高机构投资者净流入样本,第(3)列和第(6)列为低机构投资者净流入样本。

前3列的回归结果表明机构投资者持股比例与下期股票收益率正相关,但并不显著。因此重点分析后3列。后3列将机构投资者持股比例( $IO_{i,t}$ )拆成当期机构投资者持股比例净增加( $\Delta IO_{i,t}$ )和上期机构投资者持股比例( $IO_{i,t-1}$ )两个部分。可以看到,无论是在全样本、高机构投资者净流入样本和低机构投资者净流入样本,当期机构投资者持股比例净增加均与下期股票收益率显著正相关,这与Gompers和Metrick(2001)对美国股票市场的实证结果非常相似。在高机构投资者净流入样本中系数的规模最大,而在低机构投资者净流入样本中系数的规模最小。上期机

表6 机构投资者持股比例对股票收益率的跨期影响

	全样本	高机构投资者净流入	低机构投资者净流入	全样本	高机构投资者净流入	低机构投资者净流入
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Constant	0.7871*** (4.42)	0.8232*** (4.35)	0.7215*** (3.98)	0.7307*** (4.11)	0.7854*** (3.92)	0.7103*** (3.96)
Vola <sub>it</sub>	-0.0035 (-0.28)	-0.0008 (-0.06)	-0.0153 (-1.31)	-0.0120 (-0.92)	-0.0094 (-0.62)	-0.0155 (-1.31)
IO <sub>it</sub>	0.0002 (1.10)	0.0001 (0.46)	0.0001 (0.59)			
$\Delta IO_{it}$				0.0012*** (3.09)	0.0013* (2.00)	0.0009** (2.22)
IO <sub>it-1</sub>				-0.0001 (-0.11)	-0.0004 (-1.46)	0.0002 (0.81)
B/M <sub>it</sub>	-0.0415*** (-7.06)	-0.0441*** (-6.95)	-0.0422*** (-6.56)	-0.0474*** (-7.47)	-0.0536*** (-7.67)	-0.0421*** (-6.50)
Size <sub>it</sub>	-0.0123* (-1.86)	-0.0104 (-1.50)	-0.0138* (-1.87)	-0.0096 (-1.40)	-0.0086 (-1.13)	-0.0135* (-1.85)
Turnover <sub>it</sub>	-0.0261*** (-3.76)	-0.0277*** (-2.79)	-0.0213*** (-2.79)	-0.0231** (-2.60)	-0.0229* (-1.80)	-0.0202** (-2.72)
Price <sub>it</sub>	-0.0190 (-1.29)	-0.0149 (-0.92)	-0.0185 (-1.22)	-0.0099 (-0.68)	-0.0041 (-0.26)	-0.0178 (-1.18)
Mom <sub>(-3,0)</sub> <sub>it</sub>	0.0215 (1.21)	0.0269 (1.49)	0.0186 (0.81)	0.0135 (0.71)	0.0118 (0.55)	0.0196 (0.84)
Mom <sub>(-12,-3)</sub> <sub>it</sub>	-0.0070 (-0.71)	-0.0030 (-0.28)	-0.0149 (-1.25)	-0.0095 (-0.99)	-0.0061 (-0.59)	-0.0146 (-1.23)
Age <sub>it</sub>	-0.0107* (-1.95)	-0.0147*** (-2.98)	-0.0094 (-1.34)	-0.0122** (-2.11)	-0.0159*** (-2.86)	-0.0096 (-1.38)

注:因变量为下一期的股票收益率  $Return_{i,t+1}$ ,括号里的数值为t统计量;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%、10%的水平显著,第(1)列和第(4)列为全样本,第(2)列和第(5)列为高机构投资者净流入样本,第(3)列和第(6)列为低机构投资者净流入样本。

构投资者持股比例与下期股票收益率之间的关系依然不显著。

为什么机构投资者持股比例会与股票收益率正相关呢?这两种可能,第一种可能是机构投资者比私人投资者更加“聪明”,他们能够发现期望收益率更高的股票(在控制了上文中提到的公司特征后)。如果确实是这样的话,与 $IO_{t-1}$ 相比, $\Delta IO_t$ 应该能更好地预测下期的股票收益率,这与表6的实证结果是一致的。从这里可以看出,在A股市场,机构投资者比私人投资者在选股上确实有优势。第二种可能是由于机构投资者的扎堆对该股票的需求冲击(demand shocks)引发的。由于股票的供给是给定的,大量的需求可能会导致股价快速上涨(只要需求弹性是有限的)。从这个角度来看,与 $\Delta IO_t$ 相比, $IO_{t-1}$ 能更好地代表对股票的需求(图1已经证实了 $\Delta IO_t$ 的变化只占 $IO_{t-1}$ 的小部分)。因此与 $\Delta IO_t$ 相比, $IO_{t-1}$ 应该能更好地预测下期的股票收益率。这与表6的实证结果是不符的。因此本文认为在A股市场,由于机构投资者自身的优势,机构投资者持股比例越高,因

此能获得较高的股票收益率。

(四)机构投资者持股比例的夏普比率分析

前文已经证实了机构投资者持股比例增加了股票的收益率,但同时会显著提高了股票收益率的波动。收益率的提高意味着投资绩效上升,但股票波动性的提高则意味着投资绩效下降。因此在本节我们利用夏普比率(Sharpe,1966)综合考虑收益和风险来判断各资产组合(按机构投资者持股比例划分)的投资绩效。夏普比率的计算公式为 $[E(R_p) - R_f]/\sigma_p$ ,其中 $E(R_p)$ 为投资组合预期报酬率, $R_f$ 为无风险利率, $\sigma_p$ 为投资组合的标准差。

表7给出了各资产组合的收益率、标准差和夏普比率。我们依据机构持股比例指标按升序将每季度股票数十等分,组合1的机构持股比例最低,组合10的机构持股比例最高。第一部分给出的是各组合当期的收益率、标准差和夏普比率。第二部分给出的是各组合下期的收益率、标准差和夏普比率。每个部分我们均给出原始收益率(Return)和经规模因子和账面市值比因子调整后的收益率(Adjusted Return)

表7 各组合收益率、标准差和夏普比率(基于机构持股比例)

	低									高
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
第一部分(各组合当期收益率、标准差和夏普比率)										
Return	0.063	0.065	0.065	0.063	0.070	0.076	0.084	0.098	0.115	0.141
标准差	0.275	0.275	0.271	0.262	0.263	0.251	0.250	0.246	0.239	0.240
夏普比率	0.204	0.212	0.216	0.214	0.244	0.277	0.311	0.370	0.454	0.562
Adjusted Return	-0.008	-0.005	-0.007	-0.016	-0.011	-0.005	-0.003	0.007	0.018	0.029
标准差	0.045	0.031	0.029	0.028	0.020	0.024	0.022	0.023	0.039	0.058
夏普比率	-0.308	-0.373	-0.473	-0.781	-0.898	-0.492	-0.430	0.042	0.293	0.378
第二部分(各组合下期收益率、标准差和夏普比率)										
Return	0.086	0.096	0.102	0.100	0.095	0.097	0.091	0.096	0.100	0.085
标准差	0.281	0.278	0.307	0.286	0.262	0.271	0.260	0.236	0.232	0.207
夏普比率	0.282	0.322	0.310	0.329	0.337	0.335	0.326	0.380	0.406	0.380
Adjusted Return	0.000	0.007	0.007	0.013	0.002	0.004	-0.004	0.001	-0.004	-0.024
标准差	0.035	0.027	0.042	0.039	0.019	0.023	0.015	0.027	0.045	0.066
夏普比率	-0.176	0.025	0.016	0.167	-0.255	-0.094	-0.685	-0.214	-0.233	-0.468

注:依据机构持股比例指标按升序将每季度股票数十等分,组合1的机构持股比例最低,组合10的机构持股比例最高。Return为原始收益率,下方标准差为其对应的标准差(32个季度);Adjusted Return为经规模因子和账面市值比因子调整后的收益率,下方标准差为其对应的标准差(32个季度)。夏普比率的计算公式为 $[E(R_p) - R_f]/\sigma_p$ ,其中 $E(R_p)$ 为投资组合预期报酬率, $R_f$ 为无风险利率, $\sigma_p$ 为投资组合的标准差。

以及对应的标准差和夏普比率。

参照 Chan 等(2006)的办法,我们计算出经规模因子和账面市值比因子调整后的收益率(Adjusted Return)。在每年的4月份,分别依据公司流通总市值和账面市值比将股票五等分,这样一共可以获得25个资产组合。然后分别计算出各个资产组合当季度的市场收益率(等权投资),再用每只股票的原始季度收益减去对应的资产组合的市场收益率,即可获得规模因子和账面市值比因子调整后的收益率。根据 Fama 和 French(1992),公司市值和账面市值比是影响公司收益的重要因子,因此我们重点考察经规模因子和账面市值比因子调整后的收益率(Adjusted Return)所对应的夏普比率。

表7第一部分给出的是各组合当期的收益率、标准差和夏普比率。可以看到,随着机构投资者持股比例的上升,各资产组合调整后的收益率也有上升的趋势。机构持有者持股比例最低的组合1(0.8%)与机构持有者持股比例最高的组合10(2.9%)的收益差为3.7%。由于时间区间只有一个季度,因此这是一个规模非常可观的数字。再来看夏普比率,可以看到,只有组合8、9和10的夏普比率为正,其中组合10最高(0.378)。其余组合的夏普比率均为负,这意味着资产组合的风险大过于报酬率。综合第一部分,可以看到机构投资者持股比例较高的资产组合当期夏普比率较高,这意味着机构投资者持股比例较高的资产组合的绩效较高。

表7第二部分给出的是各组合下期的收益率、标准差和夏普比率。可以看到,机构持有者持股比例较高的5个组合的平均收益率(经规模因子和账面市值比因子调整后)为-0.5%,而机构持有者持股比例较低的5个组合的平均收益率(经规模因子和账面市值比因子调整后)为0.6%。两者之间的收益差为1.1%。这也部分解释了为什么表6投资者持股比例系数不显著。再来看夏普比率,机构持有者持股比例较高的5个组合的夏普比率为-0.339,而机构持有者持股比例较低的5个组合的夏普比率为-0.045。这意味着机构投资者持股比例较低的资产组合的绩效较高。

综合表5、表6和表7,我们发现机构投资者持股比例较高的公司的资产组合在当期和下期的表现截然不同。在当期,机构投资者持股比例较高的公司的

绩效较机构投资者持股比例低的公司好。而在下期,情况发生根本逆转,机构投资者持股比例较高的公司的绩效反而不如机构投资者持股比例低的公司。我们认为这与图1描述的机构投资者的典型事实是吻合的,机构投资者看起来更像是近期业绩的追逐者而不是长期投资回报追逐者(Lakonishok、Shleifer 和 Vishny,1994)。或者说,虽然近年来机构投资者有了很大的发展,但机构投资者的行为与散户一样进行噪声交易,在股票市场上扮演正反馈交易者的角色。当然,非噪声交易行为(体现为当期机构投资者持股比例净增加)在下期可获得较高的收益。

## 五、结论

本文以2003—2011年沪深A股为样本,来考察机构投资者对股市波动性及股票收益的影响。本文研究结果发现:(1)机构投资者持股比例的提高加剧了股票的波动。但股票波动加剧并不会吸引更多的机构投资者。(2)机构投资者持股比例提高会增加当期股票收益。机构投资者持股比例的净增加会显著提高下期股票收益率。(3)机构投资者持股比例较高的资产组合当期夏普比率较高,但机构投资者持股比例较高的资产组合下期夏普比率较低。

第一点意味着中国机构投资者不但没有起到稳定市场的作用,反而加剧了股票市场的波动。2001年中国证券监管当局试图依靠机构投资者来稳定股市的初衷并没有实现。机构投资者的羊群行为提高了当期股票的收益,并使得当期机构投资者持股比例较高的资产组合夏普比率较高。但机构投资者的噪声交易和对短期业绩的追逐使得机构投资者持股比例较高的资产组合下期夏普比率较低。值得注意的是,即使是当期的夏普比率较高,也不能完全确定当期机构投资者持股比例较高的资产组合的绩效较高,这是因为我们计算的收益率是买入并持有(buy and hold)的收益率,并不是已经实现的收益率。

既然已经知道机构投资者持股比例与股票收益正相关,那么投资者是否可以因此获得超额收益呢?答案是不确定的。首先,这需要投资者花费很多时间做大量的研究,这么做的成本并不低。其次,投资者面临的风险明显上升,这是因为机构投资者持股比例上升的公司的波动性也显著上升。最后,投资者还

面临着价格压力的影响,投资者不可能在特定价位买入或者卖出无穷数量的股票。

注释:

金融数据在时间序列上往往表现为均值回归(mean reversion)的类型。

详细请参阅 Fama 和 MacBeth(1973)。

即 prudence characteristics 参见 Del Guercio(1996)。

如无特别说明,本文的市场价值均指流通总市值。我们同时也使用上市公司的总市值(流通市值加上非流通市值)作为市场价值的代理指标,所获得的结果与本文的实证结果十分接近。

之所以有4个月的间隔,是因为中国现行的会计制度要求上市公司在每年的4月30号以前公布上年度的财务报表。这样就能保证在取得公司市值的数据时,上年会计年度信息对投资者是公共信息。

有的公司已经退市。

当然这里的优势可能是由于内幕交易(例如内幕消息),在监管制度不是很健全的A股市场,内幕交易是很常见的。

可参见 Gompers 和 Metrick(2001)。

本文使用一年定期存款利率作为无风险利率。

如果这个季度是净流入(净流出),那么下个季度就一定是净流出(净流入)。

参考文献:

蔡庆丰、宋友勇:《超常规发展的机构投资者能稳定市场吗?——对我国基金业跨越式发展的反思》,《经济研究》2010年第1期。

何基报、王霞:《机构投资者一定能稳定股市吗?——理论和实证研究》,深圳证券交易所综合研究所深证综研字第0121号,2005年。

胡大春、金赛男:《基金持股比例与A股市场收益波动率的实证分析》,《金融研究》2007年第4期。

祁斌、黄明、陈卓思:《机构投资者与股市波动性》,《金融研究》2006年第9期。

宋冬林、毕子男、沈正阳:《机构投资者与市场波动性关系的研究——基于中国A股市场的实证分析》,《经济科学》2007年第3期。

Badrinath S.G., Gay G.D. and Kale J.R., Patterns of institutional investment, prudence, and the managerial safety-net hypothesis. Journal Of Risk And Insurance, Vol.56, No.4, 1989.

Barber B.M. and Odean T., All that glitters: The effect of attention and news on the buying behavior of individual and institutional investors. <http://ssrn.com/abstract=460660>, 2003.

Bohl M.T., and Brzeszczynski J., Do institutional inves-

tors destabilize stock prices? Emerging market's evidence against a popular belief. <http://ideas.repec.org/p/hwe/certdp/0501.html>, 2004.

Chan K., Chan L.K.C., Jegadeesh N. and Lakonishok J., Earnings quality and stock returns. Journal Of Business, Vol.79, No.3, 2006.

Chang E.C. and Dong S., Idiosyncratic volatility, fundamentals, and institutional herding: Evidence from the Japanese stock market. Working Paper, 2005.

⑪Cohen R.B., Gompers P.A. and Vuolteenaho T., Who underreacts to cash-flow news? Evidence from trading between individuals and institutions. Journal Of Financial Economics, Vol.66, No.2, 2002.

⑫DeLong B., Shleifer A., Summers L. and Waldmann R., Positive feedback investment strategies and destabilizing rational speculation. Journal Of Finance, Vol.45, No.2, 1990.

⑬Dennis P.J. and Strickland D., Who blinks in volatile markets, individuals or institutions?. Journal Of Finance, Vol.57, No.5, 2002.

⑭Diane D.G., The distorting effect of the prudent-man laws on institutional equity investments. Journal Of Financial Economics, Vol.40, No.1, 1996.

⑮Fama E. and French K., The cross-section of expected stock returns. Journal Of Finance, Vol.46, No.3, 1992.

⑯Fama E. and MacBeth J.D., Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. Journal Of Political Economy, Vol.81, No.3, 1973.

⑰Faugere C. and Shawky H.A., Volatility and institutional investor holdings in a declining market: A study of Nasdaq during the Year 2000. Journal Of Applied Finance, Vol.13, No.2, 2003.

⑱Gabaix X., Gopikrishnan P., Plerou V. and Stanley H.E., A theory of power law distributions in financial market fluctuations. Nature, Vol.423, 2003.

⑲Gompers P. and Metrick A., Institutional investors and equity prices. Quarterly Journal Of Economics, Vol.116, No.1, 2001.

⑳Hirshleifer D., Subrahmanyam A. and Titman S., Security analysis and trading patterns when some investors receive information before others. Journal Of Finance, Vol.49, No.5, 1994.

㉑Lakonishok J., Shleifer A. and Vishny R.W., Do institutional investors destabilize stock price? Evidence on herding and feedback trading. NBER Working Papers, No.w3846, 1991.

㉒Lakonishok J., Shleifer A. and Vishny R.W., Contrarian investment, extrapolation, and risk. Journal(下转第99页)



区的重任。最后,就长三角而言,各省市大力通过战略性新兴产业来推动先进制造业的发展。基于不同地区的科技优势,各省市应确定不同的发展重点。

(三)加强产业关联,促进生产性服务业与制造业的融合协调发展

一是鼓励有条件的制造业企业向服务业延伸,发展生产性服务业。依托制造业拓展生产性服务业,引导企业在价值链分工上向微笑曲线的两端延伸。在保留和发展制造业部分核心价值创造环节的同时,将混合在制造业企业中的服务支持部分分离出来。同时,还应注重培养产业集群。可以考虑以制造业为中心的同时,吸引关联性生产性服务业的进入,将单纯的制造业集聚改为制造与服务多功能的产业集群。

二是利用当今世界国际服务外包迅猛发展的机遇,在吸引国外生产性服务业发展经验的同时,积极鼓励各类生产性服务业企业在产业链上下游间加强合作。可以考虑以培育承接国际性业务流程外包和知识流程外包项目为重点,以离岸承接带动在岸承接,进而带动国内制造业创新链的提升,同时亦有助于培育服务外包基地。

参考文献:

高铁梅:《计量经济分析方法与建模:Views应用及实例(第二版)》,清华大学出版社2010年版。

顾乃华、毕斗斗、任旺兵:《生产性服务业与制造业互动发展》,《经济学家》2006年第6期。

黄莉芳、黄良文、郭玮:《生产性服务业对制造业前向和后向技术溢出效应检验》,《产业经济研究》2011年第3期。

江静、刘志彪、于明超:《生产者服务业发展与制造业效率提升:基于地区和行业面板数据的经验分析》,《世界经济》2007年第8期。

刘书瀚、张瑞、刘立霞:《中国生产性服务业和制造业的产业关联分析》,《南开经济研究》2010年第6期。

蒙英华、尹翔硕:《生产者服务贸易与中国制造业效率提升——基于行业面板数据的考察》,《世界经济研究》2010年第7期。

尚涛、陶蕴芳:《中国生产性服务贸易开放与制造业国际竞争力关系研究——基于脉冲响应函数方法的分析》,《世界经济研究》2009年第5期。

沈玉芳、刘曙华:《长三角地区生产性服务业布局的结构与趋势分析》,《城市发展研究》2011年第4期。

喻美辞:《生产性服务业发展对珠三角制造业竞争力的影响》,《华南农业大学学报(社会科学版)》2011年第1期。

Arnold, M., Javorcik, S. and Mattoo, A., Does services liberalization benefit manufacturing firms? Evidence from the Czech Republic. World Bank Policy Research Working Paper, No.4109, 2007.

⑪ Guerrieri, P. and Meliciani, V., Technology and international competitiveness: The interdependence between manufacturing and producer service. Structural Change And Economic Dynamics, Vol.16, No.4, 2005.

⑫ Wolfmayr, Y., Producer services and competitiveness of manufacturing exports. FJW Reports 2008.

(作者单位:中南财经政法大学、上海工程技术大学)

责任编辑 希雨

(上接第56页)Of Finance, Vol.49, No.5, 1994.

②③ Sharpe, F., Mutual fund performance. Journal Of Business, Vol.39, No.1, 1966.

②④ Sias, R.W., Volatility and the institutional investor. Financial Analysts Journal, Vol.52, No.2, 1996.

②⑤ Sias, R.W., Starks, L.T. and Titman, S., The price impact of institutional trading. <http://ssrn.com/abstract=283779>, 2001.

②⑥ Sias, R.W. and Starks, L.T., Return autocorrelation and institutional investors. Journal Of Financial Economics, Vol.46, No.1, 1997.

②⑦ Tim, J.L. and Ritter, J.R., Long-term market overreaction: The effect of low-priced stocks. Journal Of Finance, Vol.51, No.5, 1996.

②⑧ Trueman, B., A theory of noise trading in securities markets. Journal Of Finance, Vol.43, No.1, 1988.

②⑨ Wermers, R., Mutual fund herding and the impact on stock prices. Journal Of Finance, Vol.54, No.2, 1999.

③⑩ Zweig, M.E., An investor expectations stock price predictive model using closed-end fund premiums. Journal Of Finance, Vol.28, No.1, 1973.

(作者单位:西南大学经济管理学院、温州大学金融分院、厦门大学经济学院、西南大学经济管理学院)

责任编辑 徐敬东